



**Universidad**  
Zaragoza

## Trabajo Fin de Máster

# ¿INFLUYE LA VOLATILIDAD SOBRE EL COMPORTAMIENTO DE LOS INVERSORES EN LOS MERCADOS DE ESPAÑA Y PORTUGAL?

Autora

**Tania Mallor Urmeneta**

Directora

**Sandra Ferreruela Garcés**

Facultad Economía y Empresa - 2019

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar si la profunda crisis ocurrida en el año 2008 ha afectado a la relación entre la propensión imitadora (denominada comúnmente con el término anglosajón *herding*) y la volatilidad en los mercados de España y Portugal. Para ello hemos utilizado los precios de cierre diarios de todos los activos que cotizan en ambos mercados de capitales desde el 31 de diciembre de 1999 hasta el 7 de febrero de 2019, con el objetivo de tener un periodo lo suficientemente amplio anterior y posterior a la crisis, así como los precios de apertura, cierre, máximo y mínimo de los índices selectivos de ambos mercados para el mismo periodo. La intensidad de *herding* la hemos medido a través de las medidas propuestas por Christie y Huang (1995) y por Chang et al. (2000). Se han utilizado medidas de volatilidad históricas, concretamente las propuestas por Parkinson (1980) y Garman y Klass (1980). Los resultados obtenidos confirman la existencia de una influencia de la volatilidad sobre el *herding* en ambos mercados aunque en sentido contrario (en el mercado español ocurre que a mayor volatilidad, mayor presencia de imitación entre los inversores, mientras que para Portugal ocurre cuando el mercado presenta valores normales de volatilidad), aunque en Portugal únicamente se observa dicha relación en momentos bajistas del mercado. Además, el *herding* aparece con mayor intensidad en periodos previos a la crisis, disminuyendo durante la crisis financiera y volviendo a aparecer, aunque con menor fuerza, en momentos posteriores. Adicionalmente se ha estudiado la posible interdependencia entre los mercados, concluyendo que incrementos en la rentabilidad cuadrática en el mercado español llevarían a un mayor nivel de *herding* en Portugal, mientras que no existe influencia portuguesa sobre el comportamiento imitador español.

# ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	6
2. BASE DE DATOS .....	10
3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS.....	11
<i>MEDIDAS DE INTENSIDAD DE HERDING .....</i>	<i>11</i>
<i>MEDIDAS DE VOLATILIDAD .....</i>	<i>21</i>
<i>INTERDEPENDENCIA DEL HERDING EN ESPAÑA Y PORTUGAL.....</i>	<i>27</i>
4. CONCLUSIONES.....	29
5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	32

# ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1: Estadísticos descriptivos CSSD y rentabilidad (España y Portugal).....	12
Tabla 2: CSSD España (CH) .....	14
Tabla 3: CSSD Portugal (CH) .....	15
Tabla 4: Estadísticos descriptivos CSAD (España y Portugal) .....	16
Tabla 5: CSAD España (CCK).....	17
Tabla 6: CSAD Portugal (CCK).....	18
Tabla 7: Asimetría CSAD España .....	19
Tabla 8: Asimetría CSAD España, Chiang et al. (2010). Test de Wald.....	19
Tabla 9: Asimetría CSAD Portugal (CCK) .....	20
Tabla 10: Asimetría CSAD Portugal, Chiang et al. (2010) Test de Wald.....	20
Tabla 11: Estadística descriptiva medidas volatilidad España y Portugal.....	23
Tabla 12: Volatilidad y CSAD en España (Parkinson) .....	24
Tabla 13: Volatilidad y CSAD en España (Garman y Klass) .....	25
Tabla 14: Volatilidad y CSAD en Portugal (Parkinson) .....	26
Tabla 15: Volatilidad y CSAD en Portugal (Garman y Klass) .....	26
Tabla 16: Test de Wald medidas de volatilidad. ....	27
Tabla 17: Cross-herding (España-Portugal) .....	28
Tabla 18: Cross-herding (Portugal-España) .....	29

# ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1: CSSD-Rentabilidad España .....	13
Gráfico 2: CSSD-Rentabilidad Portugal .....	13
Gráfico 3: CSAD-Rentabilidad España .....	16
Gráfico 4: CSAD-Rentabilidad Portugal .....	17

## 1. INTRODUCCIÓN

Las finanzas del comportamiento o *behavioral finance* son una rama de la economía financiera que tiene en cuenta la influencia de factores emocionales y cognitivos que ejercen influencia en la toma de decisiones de inversión y financiación.

Un pilar fundamental de las finanzas del comportamiento está en la teoría prospectiva que realizaron Kahneman y Tversky (1987) demostrando que los individuos a la hora de tomar decisiones de inversión no se comportan de manera totalmente racional

Existen multitud de definiciones para las finanzas del comportamiento en función de cada uno de los autores. Entre las más conocidas, cabe destacar a Thaler (1993) que las define como “finanzas de mente abierta”, o como “un nuevo foco de atención en el ámbito de las finanzas” en el caso de Shiller (2003).

Con la unión de todas las definiciones se puede llegar a una la conclusión de que las finanzas del comportamiento no son contrarias a las tradicionales, sino que se construyen sobre ellas. En resumen, combinan los elementos básicos de las mismas y añaden elementos como la teoría prospectiva y el estudio de distintos sesgos o errores cognitivos.

Una vez hecha una breve introducción sobre las finanzas del comportamiento, nos vamos a centrar básicamente en el estudio y análisis de uno de estos comportamientos que pueden mostrar los individuos a la hora de invertir, concretamente el efecto o comportamiento imitador. Para Blasco et al. (2009), existe *herding* en los mercados cuando los inversores ignoran sus propias creencias e información privada y deciden imitar las decisiones de otros agentes del mercado, a los que suponen mejor informados.

En la literatura existente se han propuesto multitud de razones por las que los inversores pueden decidir imitarse. Los modelos teóricos de Banerjee (1992) y Bikchandani, Hirshleifer, Welch (1992) explican que la imitación se debe a cómo se transmite la información, ya que pueden observar las acciones de los demás pero no la información que poseen. Por ello, las decisiones que llevan a cascadas de información pueden ser racionales desde un punto de vista individual, dado que siguen a aquellos que consideran que poseen información de mayor calidad (Saastamoinen, 2008) mientras que a nivel global son ineficientes (Hirshleifer y Teoh, 2003).

Los costes de reputación o “*reputational theory*” (Scharfstein y Stein, 1992) son otros de los principales motivos que conllevan a la aparición de *herding* ya que en determinadas ocasiones los directivos, mayoritariamente, prefieren imitar a los demás que asumir cierta incertidumbre y equivocarse.

En relación con los costes de reputación, los sistemas de remuneración también son un factor relevante que afecta en las decisiones de inversión. Esto se explica porque en muchas compañías se recompensa a los gestores en función de su *performance* o resultados obtenidos comparada con la de otros inversores (Maug y Naik, 1996).

Otros autores explican la aparición de *herding* a través de teorías que demuestran que los inversores son irracionales. Kirman (1993) en su modelo considera que el *herding* es una fuente de fluctuaciones endógenas de los precios en los mercados de valores lo que le permite detectar la formación de burbujas en los precios. Además, la existencia de información escasa o asimétrica también pueden provocar que el *herding* aumente entre los inversores expertos (Baddeley et al., 2004).

Parker y Prenchter (2005, 2007) investigan que los inversores no actúan con el mismo grado de racionalidad en situaciones de mayor o menor incertidumbre y que el comportamiento humano no puede explicarse únicamente con la racionalidad o el comportamiento imitador.

Existen multitud de medidas para capturar el efecto de *herding* y se pueden dividir básicamente en dos grupos en función de los datos que se vayan a utilizar. El primer grupo se caracteriza por utilizar microdatos y tratarse de estudios que evalúan si un cierto tipo de inversores, generalmente institucionales, imita. Lakonishok et al. (1992) definen el *herding* como la tendencia de un grupo de gestores a comprar (vender) acciones concretas al mismo tiempo a través de la negociación. En esta misma línea, Sías (2004) afirma que existe *herding* si la proporción de inversores institucionales comprando el trimestre actual está relacionada con la proporción del trimestre anterior.

El segundo grupo de medidas de *herding*, que son las que vamos a analizar y estudiar en nuestro trabajo, se caracterizan por utilizar datos agregados de los mercados acerca de precios y actividad.

Entre ellas podemos encontrar la propuesta por Christie y Huang (1995), en adelante CH, que analiza si las rentabilidades obtenidas por los títulos muestran la presencia

del comportamiento imitador por parte de los inversores durante periodos de estrés o de tensión en los mercados. Para ello, CH calculan la desviación típica de corte transversal de las rentabilidades de las acciones que cotizan en un determinado mercado (en nuestro trabajo, España y Portugal) esperando que en caso de existir *herding*, dicha dispersión disminuya.

Una medida similar a la de CH, es la propuesta por los autores Chang, Chen y Khorana (2000), en adelante CCK, cuya hipótesis es que si los inversores siguen el consenso del mercado durante periodos de cambios de precios, la relación lineal y creciente entre rentabilidad del mercado y dispersión no se mantendrá y puede transformarse en no lineal e incluso decreciente. Es por este motivo que introducen un coeficiente no lineal que permita capturarlo. La CSAD, es la desviación absoluta de corte transversal de las rentabilidades, y si hay efecto rebaño, se espera que exista una relación no lineal entre CSAD y la rentabilidad media del mercado.

Hwang y Salmon (2004) definen *herding* como aquella situación en la que los individuos siguen el consenso de mercado y realizan una crítica al modelo de CH sobre el subjetivismo de la definición de extremo. Para ellos, existe comportamiento imitador hacia la cartera de mercado cuando la varianza de corte transversal de las betas estimadas decrezca.

Posteriormente en numerosos trabajos de Blasco et al. (2009, 2010, 2011, 2012) se estudian nuevos modelos, basados en los estudios CH y en la medida de Patterson y Sharma (2006), que permiten analizar este efecto en los mercados financieros. Patterson y Sharma insisten en la importancia del uso de datos de frecuencia intradiaria porque consideran que es más probable que los inversores se imiten en plazos cortos cuando no tienen tiempo para procesar la información y se basan en los modelos de cascadas de información de BHW mencionados anteriormente. Para ello, plantean una medida basada en secuencias de negociación, concretamente, consideran que si las secuencias de transacciones iniciadas por el comprador o por el vendedor son más largas de lo que deberían ser en ausencia de imitación, hay *herding* en esa acción en concreto.

Una vez realizada una pequeña introducción sobre el comportamiento imitador y las principales medidas de intensidad de *herding*, resulta interesante para este trabajo, mencionar aquellos trabajos y/o autores que hayan estudiado la relación existente



entre el *herding* y la volatilidad de los mercados. Así como si periodos de crisis o especialmente convulsos afectan a la relación observada entre ambas variables.

La volatilidad es una medida de riesgo que se deriva de los cambios en la rentabilidad de las acciones. A su vez, estos cambios se deben a modificaciones en los precios que, en último término, están influenciados por la información que llega constantemente al mercado. Una mayor volatilidad en el mercado afecta a la toma de decisiones de los inversores ya que estos periodos están caracterizados por incertidumbre y nervios. Ante estas situaciones, los inversores tienden a sobrevalorar las pérdidas y a infravalorar las ganancias (Kanheman y Tversky, 1979), lo que podría afectar a sus decisiones de inversión y llevarles a imitar las decisiones de otros agentes que consideran que están mejor informados que ellos.

Encontramos multitud de medidas de volatilidad en la literatura, entre ellas destaca la volatilidad histórica, la medida de Fama, la volatilidad condicional obtenida de modelos tipo GARCH, varios modelos de regresión (Schwert et al., 1990), medidas de volatilidad implícita y aquellas basadas en datos de corte transversal.

En este trabajo se va a analizar la posible existencia de una relación entre la volatilidad registrada en el mercado y el comportamiento imitador de los agentes en los mercados de España y Portugal. Estos mercados están lo suficientemente desarrollados como para ofrecer resultados extrapolables a otros mercados del entorno. Adicionalmente, existen estudios que han detectado la presencia de *herding* en los mismos y que han analizado su relación con la volatilidad como Blasco et.al (2009) y Marques et al. (2017), relación que también se ha estudiado en otros mercados distintos a los que se van a evaluar en este trabajo: Ouarda et al. (2013) analizan esta influencia en el mercado de capitales europeo dividido en los principales sectores y encuentran un mayor comportamiento imitador en momentos caracterizados por excesiva volatilidad; Jlassi y Naoui (2015) estudian el mercado estadounidense y afirman la idea mencionada anteriormente; BenSaïda (2017) también estudia el mercado de EEUU y concluyen que el *herding* afecta negativamente a la volatilidad condicionada de algunos sectores analizados; Ayman et al. (2016) estudian el mercado de Egipto y demuestran que el comportamiento imitador de los inversores aparece cuando el mercado va mal, así como que existen efectos asimétricos de la volatilidad en el *herding*; por lo que podremos profundizar en el análisis viendo si los resultados son robustos a distintas metodologías y periodos temporales, así como si existen

variaciones en momentos concretos como es el caso de la última gran crisis. Finalmente, al tratarse de mercados vecinos, se analizará la posible existencia de relaciones entre el efecto imitador registrado en uno y otro mercado.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en primer lugar presentamos la base de datos que hemos utilizado; seguidamente mostramos la metodología así como los principales resultados obtenidos; y por último, extraemos las conclusiones más relevantes del trabajo realizado.

## **2. BASE DE DATOS**

Los datos empleados para el estudio han sido obtenidos de la base de datos Thomson Reuters Datastream. Concretamente, se han utilizado los precios diarios de cierre de todos los activos que han cotizado en los mercados español y portugués en el periodo comprendido entre el 31 de diciembre de 1999 y el 7 de febrero de 2019. Así como los datos de los índices correspondientes (precio de apertura, cierre, máximo y mínimo del Ibex 35, para el mercado español, y el PSI 20, para el mercado portugués).

El Ibex 35 es el principal índice bursátil de referencia de la bolsa española elaborado por Bolsas y Mercados Españoles (BME). Lo forman las 35 empresas con más liquidez que cotizan en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE) en las cuatro bolsas españolas. El PSI 20 (Portuguese Stock Index), por su parte, es el principal índice de referencia de la Bolsa de Lisboa, controlada por la sociedad europea de mercados bursátiles Euronext. Está formado por las mayores empresas portuguesas del mercado de capitales.

Los datos extraídos de Datastream han sido limpiados y tratados siguiendo las indicaciones de Ince y Porter (2006), para evitar posibles errores.

Cabe mencionar que todos los análisis se van a realizar para la muestra temporal completa, así como para tres submuestras más que nos permitirán obtener resultados de los periodos pre-, post- y durante la crisis, de manera que podamos observar si dicho cambio en el entorno tiene algún impacto sobre los resultados obtenidos, como intuyen autores como CH (1995).

Para establecer los distintos periodos nos hemos basado en los trabajos previos de Marín y Ferreruela (2013), Ahmed (2016) y Kabir (2018). El periodo pre-crisis

engloba desde 31 de diciembre de 1999 hasta el 30 de septiembre de 2008, la crisis financiera desde el 1 de octubre de 2008 hasta 1 de abril de 2009 y el periodo post-crisis va desde el 2 de abril de 2009 hasta el 7 de febrero de 2019.

### 3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

#### *MEDIDAS DE INTENSIDAD DE HERDING*

En nuestro trabajo hemos analizado la intensidad de *herding* a través de dos medidas distintas que ya han sido mencionadas anteriormente en la introducción.

En un primer lugar, vamos a utilizar la medida de *herding* propuesta por CH (1995). Estos autores calculan la desviación típica de corte transversal de las rentabilidades de las acciones que cotizan en un determinado mercado y plantean que en presencia de *herding* dicha dispersión sería inferior a la esperada de no existir tal comportamiento.

$$CSSD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (R_{i,t} - R_{m,t})^2}{N-1}} \quad (1)$$

- $R_{i,t}$  es la rentabilidad observada del activo  $i$  en el periodo  $t$  y  $R_{m,t}$  es la media de la rentabilidad de los  $N$  activos de la cartera de mercado en el periodo  $t$ .

Por tanto, trataremos de averiguar si la dispersión de las rentabilidades es significativamente más baja o no durante periodos de rentabilidades extremas en los mercados.

$$CSSD_t = \alpha + \beta^L D_t^L + \beta^U D_t^U + \varepsilon_t \quad (2)$$

- $D_t^L$  es una dummy que toma el valor 1 si la rentabilidad del día  $t$  está situada en el extremo (5%, 1%) inferior de la distribución de rentabilidad y 0 en otro caso.
- $D_t^U$  es una dummy que toma el valor 1 si la rentabilidad del día  $t$  está situada en el extremo (5%, 1%) superior de la distribución de rentabilidades y 0 en otro caso.

Antes de obtener estos resultados hemos comprobado que el modelo y serie de datos a estimar presente valores correctos en términos de estacionariedad y

homocedasticidad. Tanto el caso español como en el portugués, la serie de CSSD era estacionaria según los valores obtenidos con el Test de Dickey-Fuller (p-valor para ambos casos del 0%, por lo que no podemos aceptar la hipótesis nula de que la serie no es estacionaria). Por el contrario, para ambos mercados los modelos presentan problemas de heterocedasticidad, dado que no podemos aceptar la hipótesis nula del test de White. Ante este problema, hemos decidido realizar las regresiones a través del método de mínimos cuadrados pero utilizando la matriz varianzas y covarianzas de White, ya que así obtenemos unos resultados más robustos en cuanto a los t-estadísticos y los p-valores en presencia de heterocedasticidad.

Los estadísticos descriptivos de esta medida para ambos mercados son los siguientes:

**Tabla 1: Estadísticos descriptivos CSSD y rentabilidad del mercado (España y Portugal)**

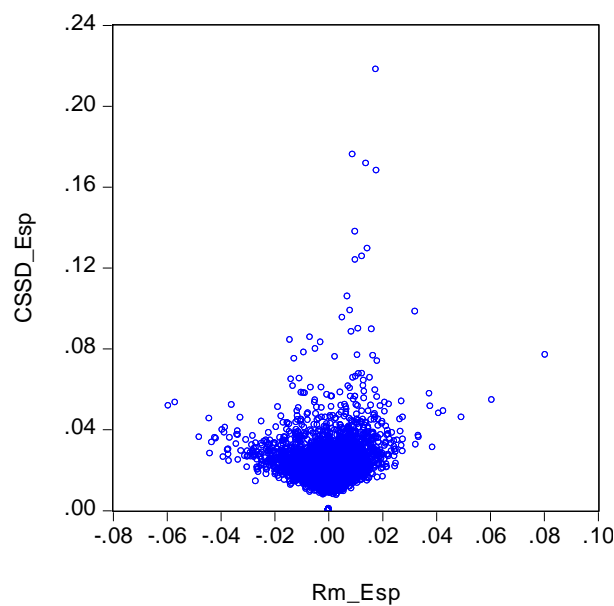
	CSSD		RENTABILIDAD MERCADO	
	ESPAÑA	PORTUGAL	ESPAÑA	PORTUGAL
<b>Media</b>	0,0212	0,0389	0,0002	0,0011
<b>Mediana</b>	0,0195	0,0268	0,0006	0,0003
<b>Máximo</b>	0,2181	1,5437	0,0804	0,1815
<b>Mínimo</b>	0,0000	0,0000	-0,0594	-0,0459
<b>Desv. Est.</b>	0,0109	0,0620	0,0085	0,0104
<b>Asimetría</b>	4,7637	12,9426	-0,4277	4,6449
<b>Kurtosis</b>	58,2848	242,6813	8,9490	60,6665
<b>Jarque-Bera</b>	648056,6	12068994	7438,0810	708501,5
<b>Probabilidad</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Las rentabilidades diarias con las que trabajamos durante todo el estudio se han calculado como promedio de la rentabilidad de cada uno de los activos que cotizaban en el mercado ese día. Se puede observar cómo, para el amplio periodo analizado, las rentabilidades de ambos mercados presentan valores similares, excepto en términos de asimetría, kurtosis y el test de normalidad. Ambos presentan una distribución leptocúrtica, es decir, la frecuencia de observaciones que coinciden con el valor medio muestral es superior a la que encontraríamos de seguir una distribución normal, incrementándose ésta situación para el mercado portugués (60,6665). Analizando el coeficiente de asimetría podemos ver como para el mercado español es negativa lo que indica que existe un mayor número de datos en la cola izquierda de la distribución, es decir, un mayor número de días en los que la rentabilidad del mercado ha sido negativa. En Portugal ocurre lo contrario, la función de distribución de las

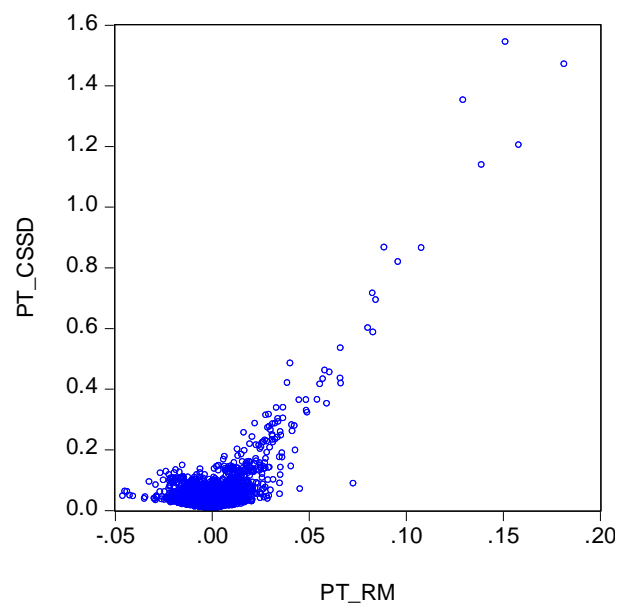
rentabilidades se caracteriza por un mayor número días en los que la rentabilidad ha sido positiva (además en términos medios de rentabilidad Portugal supera a España). Ambas series de rentabilidades presentan una distribución no normal al no poder aceptar la hipótesis nula del Test de Jarque-Bera.

Analizando la desviación típica de corte transversal de las rentabilidades en España y Portugal (CSSD), con los valores de los estadísticos descriptivos podríamos intuir que el nivel de comportamiento imitador es superior en España, ya que en media presenta valores inferiores.

**Gráfico 1: CSSD-Rentabilidad España**



**Gráfico 2: CSSD-Rentabilidad Portugal**



En los gráficos podemos observar como ambos mercados se comportan de manera diferente, ya que para el caso de Portugal se puede ver una clara asimetría entre los momentos bajistas y los alcistas, viéndose una mayor concentración de los datos, y por tanto posible existencia de comportamiento imitador, en los momentos en los que el mercado presenta rentabilidades negativas (intervalo 0, -5% de la rentabilidad); además de la ausencia de rentabilidad negativas tan bajas como en el caso de rentabilidades positivas. En el caso Español, a priori, no se observan diferencias notables entre los momentos bajistas y alcistas del mercado.

A continuación se muestran los resultados obtenidos para ambos mercados en la ecuación (2):

**Tabla 2: CSSD España (CH)**

		C	$D_t^U$ 5%	$D_t^L$ 5%	$D_t^U$ 1%	$D_t^L$ 1%
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0202 ***	0,0133 ***	0,0058 ***	0,0048 *	0,0060 ***
	T-estad	141,5852	8,0637	12,4387	1,8733	4,8803
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0170***	0,0138 ***	0,0076 ***	-0,0007	0,0043 **
	T-estad	104,2193	6,2626	9,9907	-0,2399	2,2266
<b>Crisis</b>	Coef	0,0267 ***	0,0067 ***	0,0017	0,0134 ***	0,0117 ***
	T-estad	26,0035	2,6476	1,1084	2,6868	5,2661
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0229 ***	0,0121 ***	0,0035 ***	0,0048	0,0034 *
	T-estad	106,3346	4,9713	5,5167	1,2944	2,2721

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes.

Para que exista *herding* es necesario que los coeficientes de las betas sean negativos y significativos, y en el mercado español se observa que tanto para el periodo completo como para cualquier otra submuestra a analizar existe evidencia contraria a la presencia de *herding*.

**Tabla 3: CSSD Portugal (CH)**

		<b>C</b>	<b>Dup 5%</b>	<b>Dlow 5%</b>	<b>Dup 1%</b>	<b>Dlow 1%</b>
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0308 ***	0,0717 ***	0,0174 ***	0,3535 ***	0,0116 ***
	T-estad	98,9814	15,0913	9,2453	6,9936	2,6797
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0274 ***	0,1162 ***	0,0239 ***	0,5251 ***	0,0083
	T-estad	61,6498	12,5398	5,6030	5,3844	0,8563
<b>Crisis</b>	Coef	0,0325 ***	0,0283	0,0187 *	0,1586	(0,0046)
	T-estad	14,2300	1,6138	1,9792	1,6431	-0,4122
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0340 ***	0,0470 ***	0,0128 ***	0,2519 ***	0,0156 ***
	T-estad	78,3650	11,0849	6,1136	5,9635	2,9294

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes.

Del mismo modo que para el mercado español, encontramos evidencia contraria al *herding* para esta medida propuesta por CH.

La segunda medida que vamos a utilizar en nuestro trabajo es la propuesta por CCK (2000) basada en la desviación absoluta de corte transversal de las rentabilidades (CSAD). Para definir esta variable, los autores parten de la versión condicional de CAPM de Black (1972):

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{i,t} - R_{m,t}| \quad (3)$$

Establecen que, si los inversores siguen el consenso del mercado durante periodos de cambios bruscos en los precios, la relación lineal y creciente entre rentabilidad de mercado y dispersión no se mantendrá y puede transformarse en no lineal e incluso en decreciente. Por este motivo es por el que utilizan una especificación no lineal mediante un parámetro que capture estas no linealidades en la relación entre dispersión y rentabilidad del mercado.

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |R_{m,t}| + \gamma_2 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Del mismo modo, los estadísticos descriptivos de las series de CSAD para los mercados español y portugués presentan los siguientes valores:

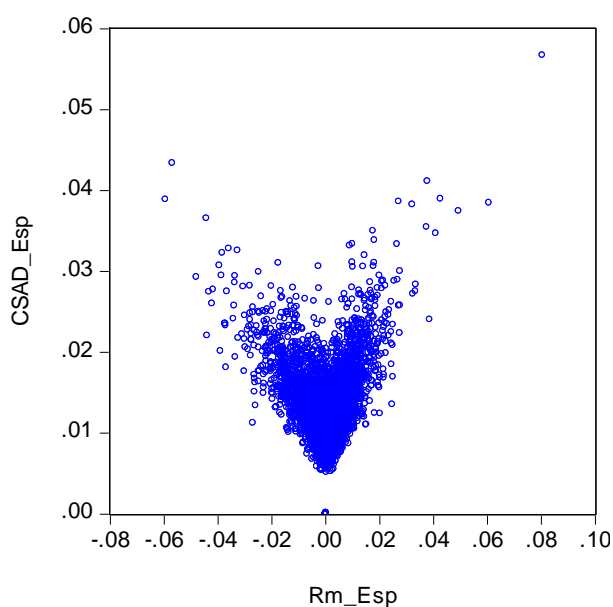
**Tabla 4: Estadísticos descriptivos CSAD (España y Portugal)**

	CSAD	
	ESPAÑA	PORTUGAL
<b>Media</b>	0,0131	0,0184
<b>Mediana</b>	0,0126	0,0159
<b>Máximo</b>	0,0567	0,3158
<b>Mínimo</b>	0,0000	0,0000
<b>Desv. Est.</b>	0,0049	0,0130
<b>Asimetría</b>	0,7738	8,0574
<b>Kurtosis</b>	6,9518	134,8691
<b>Jarque-Bera</b>	3708,8350	1890664,0000
<b>Probabilidad</b>	0,0000	0,0000

Nos encontramos con resultados similares a los obtenidos con la medida propuesta por CH. Portugal presenta valores superiores a los de España, lo que indica que la dispersión de las rentabilidades absolutas es mayor y por tanto, el comportamiento imitador, a priori, debería ser inferior al existente en España.

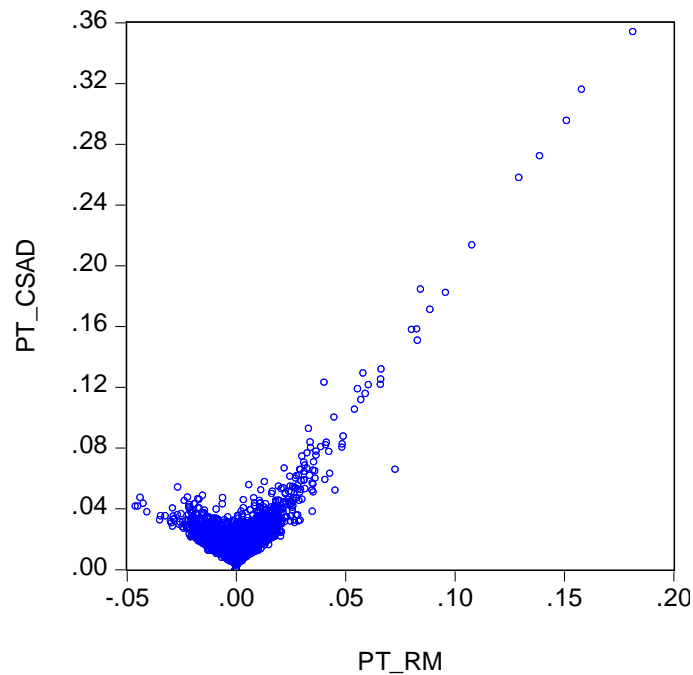
En los gráficos se puede observar la misma conclusión, además de que se podría intuir que con esta medida el comportamiento imitador detectado va a ser superior que con la medida CSSD ya que la dispersión es menor, sobre todo en España. Para Portugal de nuevo aparece la asimetría mencionada anteriormente entre momentos en los que el mercado presenta rentabilidades positivas y negativas.

**Gráfico 3: CSAD-Rentabilidad España**





**Gráfico 4: CSAD-Rentabilidad Portugal**



Una vez analizados los descriptivos y gráficos, los resultados obtenidos para el mercado español en la ecuación 4 son:

**Tabla 5: CSAD España (CCK)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$
Todo el periodo	Coef	0,0096 ***	0,6427 ***	(3,056612) **
	T-estad	82,7965	21,1795	-2,5004
Pre-crisis	Coef	0,0083 ***	0,7037 ***	(6,8319) ***
	T-estad	54,7606	16,8697	-3,5884
Crisis	Coef	0,0151 ***	0,4594 ***	(0,0404)
	T-estad	14,8315	5,0444	0,9678
Post-crisis	Coef	0,0106 ***	0,6183***	(4,062228) ***
	T-estad	75,6136	17,7704	-2,6374

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10% Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes.

Extraemos la conclusión de que con la medida de estos autores existe *herding* para el periodo completo ya que tenemos un término no lineal negativo y estadísticamente significativo para el 5%, lo que da evidencia de que habría comportamiento imitador, es decir, los inversores negocian acercándose hacia el consenso del mercado tal y como podía intuirse en el gráfico 3.

Centrándonos en los subperiodos establecidos, observamos como existe una mayor intensidad del comportamiento imitador en periodos precedentes que posteriores a la crisis. Además, para el periodo de crisis los inversores desconfían de las acciones realizadas por los demás y se imitan en menor medida.

En el caso del mercado portugués:

**Tabla 6: CSAD Portugal (CCK)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	Coef	0,0086 ***	1,2320 ***
	T-estad	T-estad	47,3685	32,0697
<b>Pre-crisis</b>	Coef	Coef	0,0065 ***	1,4713 ***
	T-estad	T-estad	36,2292	31,6900
<b>Crisis</b>	Coef	Coef	0,0111 ***	1,0427 ***
	T-estad	T-estad	12,0118	5,6111
<b>Post-crisis</b>	Coef	Coef	0,0107 ***	1,0249 ***
	T-estad	T-estad	35,7488	17,0844

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad el 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes.

Nuevamente para este mercado concluimos la existencia de evidencia contraria a la existencia de *herding* ya que el término cuadrático es positivo y significativo, es decir, los inversores negocian alejándose del consenso del mercado para el periodo completo de tiempo (gráfico 4). Al contrario que en España, se incrementa esta evidencia en periodos post crisis y disminuye en los momentos previos a la crisis.

CCK también analizan la asimetría en las respuestas de los inversores y sugieren que se podría observar un mayor *herding* en los momentos en los que el mercado baja frente a los periodos alcistas, dadas las distintas implicaciones psicológicas de los momentos de bajada de precios frente a los momentos en los que el mercado tiene un comportamiento positivo.

Para ello, hemos realizado el análisis conjunto que proponen Chiang et al., (2010) diferenciando entre ambos escenarios para poder comprobar la evidencia de estos autores en nuestro estudio.

$$\begin{aligned}
 CSAD_t = & \alpha + \gamma_1 D^{UP} |R_{m,t}| + \gamma_2 (1 - D^{UP}) |R_{m,t}| + D^{UP} \gamma_3 (R_{m,t})^2 \\
 & + \gamma_4 (1 - D^{UP}) (R_{m,t})^2 + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{5}$$

- $D^{UP}$  es una dummy que toma el valor 1 si la rentabilidad del día  $t$  es positiva y 0 en cualquier otro caso.

**Tabla 7: Asimetría CSAD España**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0095 ***	0,6905 ***	0,6296 ***	(1,9033) ***	(4,5955) ***
	T-estad	96,5766	32,8474	21,7834	-2,7985	-3,6199
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0083 ***	0,6890 ***	0,6962 ***	(3,7771) *	(7,7426) ***
	T-estad	57,5544	17,3155	15,9089	-1,8928	-3,7882
<b>Crisis</b>	Coef	0,0147	0,6029 ***	0,4879 ***	(1,1161)	(2,1858)
	T-estad	13,9311	6,1023	4,6107	-0,9527	-1,0605
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0106 ***	0,6823 ***	0,5457 ***	(3,4116) ***	(3,4530)
	T-estad	75,0599	24,4872	10,7524	-4,0205	-1,3607

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad el 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes.

Fijándonos en los coeficientes de los términos no lineales podemos concluir como para el periodo completo se observa un mayor comportamiento imitador por parte de los inversores en los momentos bajistas tal y como anunciaban los autores. Para el resto de periodos el patrón se repite, ya que si observamos parámetros más negativos y significativos para momentos bajistas del mercado. Estos autores afirman que se producirá asimetría cuando se pueda rechazar la hipótesis nula de que  $\gamma_3^{UP} = \gamma_4^{DOWN}$ . Para comprobarlo hemos realizado el Test de Wald:

**Tabla 8: Asimetría CSAD España, Chiang et al. (2010). Test de Wald.**

		$\gamma_3^{UP} = \gamma_4^{DOWN}$
<b>Todo el periodo</b>	Valor	4,2226
	Probabilidad	0,0399
<b>Pre-crisis</b>	Valor	2,4694
	Probabilidad	0,1162
<b>Crisis</b>	Valor	0,4342
	Probabilidad	0,5111
<b>Post-crisis</b>	Valor	0,0003
	Probabilidad	0,9860

Analizando el periodo conjuntamente no podemos aceptar la hipótesis nula para un nivel de significación del 5 % de que los coeficientes alcistas y bajistas son iguales.

Sin embargo, desglosando periodo por periodo, ocurre lo contrario, tal y como hemos visto en el gráfico 3.

**Tabla 9: Asimetría CSAD Portugal (CCK)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0083 ***	1,3997 ***	1,3154 ***	3,5170 ***	(13,4499) ***
	T-estad	5248414,0000	35,9263	35,4205	8,4081	-9,7418
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0064 ***	1,6195 ***	1,4768 ***	1,9883 ***	(15,7712) ***
	T-estad	47,8401	47,5137	32,2948	5,9443	-8,4947
<b>Crisis</b>	Coef	0,0105 ***	1,3850 ***	1,0471 ***	(4,5193)	(6,1497)
	T-estad	10,6197	5,3760	5,8349	-0,7383	-1,3942
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0104 ***	1,1941 ***	1,0978 ***	5,6981 ***	(9,1565) ***
	T-estad	38,9436	19,6197	19,5328	4,8607	-4,2961

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

En cuanto al mercado portugués, aparece el comportamiento imitador en situaciones en las que el mercado baja en términos de rentabilidad, mientras que en situaciones alcistas se obtiene evidencia contraria de *herding*, idea que ya afirman Economou et al. (2010) en sus trabajos. Dato que, al comparar con el obtenido en la tabla 6, resulta interesante ya que en términos globales del mercado no teníamos evidencia de *herding*. Al igual que ocurre en el mercado español, el efecto es más fuerte en el periodo pre-crisis, no detectándose *herding* durante el periodo de crisis, y reapareciendo de forma menos intensa en el periodo posterior.

Del mismo modo, los resultados del Test de Wald que nos permiten evaluar la existencia o no de asimetría son los siguientes:

**Tabla 10: Asimetría CSAD Portugal, Chiang et al. (2010) Test de Wald.**

		$\gamma_3^{UP} = \gamma_4^{DOWN}$
<b>Todo el periodo</b>	Valor	168,8525
	Probabilidad	0,0000
<b>Pre-crisis</b>	Valor	95,2802
	Probabilidad	0,0000
<b>Crisis</b>	Valor	0,0621
	Probabilidad	0,8036
<b>Post-crisis</b>	Valor	55.4448
	Probabilidad	0.000

Estudiando la muestra completa afirmamos la existencia de asimetría del comportamiento imitador entre aquellos momentos en los que el mercado va bien o por el contrario, va mal.

Estas diferencias se encuentran sobre todo en momentos previos a la crisis que coincide con el mayor nivel de *herding* que sufre el mercado portugués.

Tal y como hemos comentado en la introducción, hemos decidido estudiar estos mercados porque existen estudios previos en los que analizan la intensidad de *herding*, aunque para ello utilizan la medida propuesta por Patterson y Sharma (2006).

Para el caso español, Blasco et al. (2009) analizan el periodo comprendido entre el 1 de enero de 1997 y el 31 de diciembre de 2003 y sus resultados son que la intensidad de *herding* es negativa y significativa tanto en secuencias al alza como a la baja. Comparándolo con nuestros resultados, durante el periodo pre-crisis y con otras medidas, podemos observar como sí que encontramos similitudes en cuanto a la presencia de *herding*, para periodos alcistas y bajistas.

Los estudios previos del mercado portugués de los autores Marques et al. (2017), quienes analizan el periodo de julio de 1998 a junio de 2010, afirman que existe evidencia de *herding* para las secuencias alcistas, y bajistas. Para poder comparar los resultados vamos a tener en cuenta el conjunto de los subperiodos pre-crisis y crisis por la amplitud del intervalo, y observamos como para nuestro estudio encontramos evidencia de *herding* únicamente en momentos bajistas del mercado (tabla 9), aunque, como ya se ha apuntado anteriormente, se trata de medidas de *herding* diferentes. Anteriormente ya hubo autores, Economou et al., (2010) que demostraron esta hipótesis de que el mercado portugués se caracterizaba por evidencia de comportamiento imitador únicamente en periodos bajistas.

## ***MEDIDAS DE VOLATILIDAD***

Autores como Gleason et al. (2004) en sus estudios afirman que la toma de decisiones por parte de los inversores se ve influenciada en periodos de oscilaciones con elevada volatilidad. Concretamente demuestran que la tendencia a imitar se incrementa ya que los inversores en estas situaciones se pueden sentir más cómodos siguiendo el consenso del mercado porque así se aseguran de alcanzar la rentabilidad media del

mercado y consideran que tienen información más fiable que ayuda a tomar las decisiones.

Chang et al. (2010) también asumen que durante los periodos donde los precios toman valores extremos los inversores dejan de lado sus propias creencias y basan sus decisiones en las acciones que toman el resto.

Autores varios como Topol (1991), CH (1995) y Yamamoto (2010) afirman que el efecto imitador alimenta la irracionalidad de los inversores y por tanto, la volatilidad.

En este trabajo queremos saber si la crisis ha afectado a la relación entre *herding* y volatilidad observada en los mercados de España y Portugal.

Ha sido necesario en un primer lugar analizar si en dichos mercados teníamos o no evidencia de *herding* para algún periodo con distintas medidas. Dados los resultados obtenidos en el apartado anterior, hemos decidido adoptar la medida CSAD propuesta por CCK para posteriores análisis.

Antes de comenzar a analizar la relación entre la volatilidad y *herding*, es necesario explicar brevemente las medidas que hemos seleccionado para medir la volatilidad los mercados.

En base a los trabajos tomados como referencia, nos hemos decantado por las medidas de volatilidad histórica planteadas por Parkinson (1980) y Garman y Klass (1980).

Parkinson, en su medida de volatilidad, incorpora el precio máximo y el precio mínimo de un activo, de este modo le permite seguir la evolución de las volatilidades extremas.

La expresión del estimador de Parkinson es:

$$\sigma_P = \frac{1}{2\sqrt{\ln 2}} * \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n P_t^2} \quad (6)$$

- $P_t^2 = \ln \frac{H_t}{L_t}$ , siendo  $H_t$  y  $L_t$  respectivamente los precios máximo y mínimo alcanzados en el día t por el Ibex-35 o el PSI-20 para el mercado portugués.

La medida de Garman y Klass, además de incluir los precios extremos, incorpora los precios de apertura y cierre del mercado. Las volatilidades históricas se calculan a través de la siguiente expresión:

$$\sigma_{GK} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[ \frac{1}{2} P_t^2 - (2\ln 2 - 1) Q_t^2 \right]} \quad (7)$$

- $Q_t = \ln \frac{C_t}{O_t}$  siendo  $C_t$  y  $O_t$  respectivamente los precios de cierre y apertura del Ibex 35 o el PSI-20 el día t.

La estadística descriptiva de ambas medidas en los mercados España y Portugal muestra los siguientes valores:

**Tabla 11: Estadística descriptiva medidas volatilidad España y Portugal**

	Parkinson		Garman & Klass	
	España	Portugal	España	Portugal
<b>Media</b>	0,0103	0,0080	0,0102	0,0077
<b>Mediana</b>	0,0087	0,0067	0,0089	0,0066
<b>Máximo</b>	0,0801	0,0543	0,0529	0,0580
<b>Mínimo</b>	0,0000	0,0000	0,0016	0,0016
<b>Desv. Est.</b>	0,0064	0,0050	0,0060	0,0046
<b>Asimetría</b>	2,0895	2,5367	1,929	2,7959
<b>Kurtosis</b>	10,9134	14,0329	9,0645	17,8976
<b>Jarque-Bera</b>	16050,50	29885,95	10351,69	50619,82
<b>Probabilidad</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Analizando conjuntamente las medidas para cada uno de los mercados se puede concluir que presentan valores similares. En media, el mercado español se caracteriza por una mayor volatilidad y todas las medidas presentan una distribución caracterizada por un elevado número de días en los que la volatilidad presenta valores similares a la media, así como la no normalidad de cada una de las series.

Para medir la relación entre la medida propuesta por CCK, y la volatilidad de los mercados nos hemos basado en los estudios realizados por otros autores en mercados como Europa o China mencionados previamente.

La expresión utilizada para medir la relación o influencia de la volatilidad de los precios en el comportamiento imitador de los inversores es:

$$CSAD_{i,t} = \alpha + \gamma_1 D^{Hvol} |R_{m,t}| + \gamma_2 (1 - D^{Hvol}) |R_{m,t}| + \gamma_3 D^{Hvol} R_{m,t}^2 + \gamma_4 (1 - D^{Hvol}) R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \quad (8)$$

- $D^{Hvol}$  es una dummy que toma valor 1 durante los días caracterizados por volatilidad alta y 0 en cualquier otro caso. Hemos asumido, según autores citados anteriormente, que el mercado presenta elevada volatilidad en un momento concreto del tiempo si excede el promedio ponderado de las volatilidades de 6 meses anteriores a nuestro periodo de estudio y viceversa.

Una vez explicadas todas las variables de la regresión, es necesario detallar que nuevamente el modelo ha sido corregido por la matriz de White (al presentar problemas de heterocedasticidad). En nuestro estudio hemos tenido que crear dos dummies distintas para cada mercado en función de la medida de volatilidad utilizada.

De nuevo, para demostrar que existe evidencia de *herding* es necesario que  $\gamma_3 < 0$  y  $\gamma_4 < 0$ , y si además se cumple que  $\gamma_3 < \gamma_4$  podemos concluir que estos efectos son más comunes en periodos de tiempo caracterizados por alta volatilidad en el mercado.

Dados los resultados obtenidos anteriormente en el mercado portugués, hemos decidido aplicar esta regresión tomando únicamente los días bajistas como muestra, puesto que no se observaba la presencia de *herding* en momentos alcistas del mercado, ni al tomar la muestra de forma agregada. De este modo podemos observar si el *herding* detectado realmente se ve afectado por los niveles de volatilidad.

A continuación se muestran los resultados de España para ambas medidas de volatilidad:

**Tabla 12: Volatilidad y CSAD en España (Parkinson)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0095 ***	0,6118 ***	0,6481 ***	(2,4439) **	(0,1492)
	T-estad	83,4139	20,2734	20,1917	-2,0670	-0,0938
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0083 ***	0,6581 ***	0,5374 ***	(5,7216) ***	7,7329
	T-estad	49,7462	14,9598	8,4097	-2,9356	1,5181
<b>Crisis</b>	Coef	0,0152 ***	0,4981 ***	0,4115 **	(0,6560)	(0,5641)
	T-estad	12,2256	4,8739	2,1522	-0,3995	-0,1061
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0107 ***	0,5873 ***	0,5969 ***	(3,5075) **	(0,3088)
	T-estad	71,6078	16,3424	13,3777	-2,2009	0,1191

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes



**Tabla 13: Volatilidad y CSAD en España (Garman y Klass)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0095 ***	0,6515 ***	0,6339 ***	(3,1330) **	(3,2125) *
	T-estad	83,1436	19,6426	18,6393	-2,4053	-1,7526
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0082 ***	0,7181 ***	0,6403 ***	(6,8479) ***	(6,6013) ***
	T-estad	55,4280	16,1468	15,0304	-3,3424	-2,9429
<b>Crisis</b>	Coef	0,0153 ***	0,5104 ***	0,3925 **	(0,8726)	0,4012
	T-estad	13,2850	4,9175	2,5219	-0,5033	0,0958
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0107 ***	0,6290 ***	0,5838 ***	(4,4522) **	(2,4133)
	T-estad	72,9026	16,3335	13,1858	-2,5490	-0,9868

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

A pesar de la simetría en los coeficientes podemos concluir que el comportamiento imitador se ve incrementando en periodos en los que la volatilidad es elevada (tabla 13).

Para la medida propuesta por Garman y Klass apenas encontramos diferencias entre los momentos caracterizados por elevada volatilidad y el resto, salvo para el periodo posterior a la crisis, aunque sería interesante ver con el test de Wald si se puede aceptar la igualdad de los coeficientes.

En ambas medidas se repite el patrón de que los inversores tienden a imitarse en mayor medida en periodos previos a la crisis, desaparece este comportamiento durante la crisis, y vuelve a aparecer aunque con menor intensidad ya que se vuelven más reacios a la imitación, algo que podría tener que ver con que los efectos de la crisis financiera siguieron presentes en España durante varios años.

En el caso de Portugal los resultados obtenidos son (teniendo en cuenta solamente los días en que la rentabilidad agregada del mercado es negativa, únicos en los que se detectaba presencia de *herding* en este país) son:

**Tabla 14: Volatilidad y CSAD en Portugal (Parkinson)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0019 ***	2,1895 ***	3,0333 ***	(36,2379)***	(82,7589)***
	T-estad	25,2675	37,3757	24,5728	-10,6594	-6,3884
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0015 ***	2,1711 ***	3,1814 ***	(32,4378) ***	(110,7255) ***
	T-estad	19,0079	30,5592	22,2552	-7,8120	-5,5509
<b>Crisis</b>	Coef	0,0027 ***	1,9237 ***	2,9952 ***	(25,2703) ***	(95,0003)***
	T-estad	5,1966	11,4290	9,9183	-4,7139	-3,9091
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0022***	2,2538 ***	3,0426 ***	(41,6864) ***	(81,3466) ***
	T-estad	18,1064	23,4965	19,3021	-7,3279	-5,3474

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

**Tabla 15: Volatilidad y CSAD en Portugal (Garman y Klass)**

		C	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0019 ***	2,2422 ***	2,9829 ***	(37,6372) ***	(82,9221) ***
	T-estad	26,1464	37,8031	28,2733	-10,7703	-7,9461
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0015 ***	2,2164 ***	3,2305 ***	(33,5403) ***	(118,0655) ***
	T-estad	19,0960	31,7150	24,9450	-8,0477	-7,0555
<b>Crisis</b>	Coef	0,0030 ***	1,9575 ***	2,4156 ***	(56,7481) ***	(45,4579) ***
	T-estad	5,5100	10,2288	10,9464	-4,2727	-4,0754
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0022 ***	2,3177 ***	3,0652 ***	(43,2864) ***	(89,7662) ***
	T-estad	18,7748	23,8738	25,3540	-7,4862	-7,8660

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

En situaciones en las que el mercado va mal, el comportamiento imitador se ve incrementado en aquellos momentos en los que el mercado no es excesivamente volátil, es decir donde el riesgo y la incertidumbre no son muy elevadas. Este patrón lo observamos para ambas medidas de volatilidad, y una vez más, los inversores tienden a imitarse en menor medida en momentos de crisis ya que no confían tanto en las decisiones e información que otros inversores poseen.

Sin embargo, en momentos en los que existe un mayor nivel de riesgo (medido en términos de volatilidad), el *herding* aparece más en periodos de crisis motivados por el pánico y la no aceptación de las pérdidas por parte de los inversores.

Nuevamente hemos realizado el test de Wald para comprobar si existe asimetría en los términos  $\gamma_3$  y  $\gamma_4$  para el mercado completo de España, y los momentos bajistas de

Portugal, es decir, si el mercado se comporta igual en estos mercados los días de elevada volatilidad y resto de días o no:

**Tabla 16: Test de Wald medidas de volatilidad.**

		ESPAÑA		PORTUGAL	
		Parkinson	G&K	Parkinson	G&K
<b>Todo el periodo</b>	Valor	2,0053	0,0017	12,866	17,9973
	Probabilidad	0,1568	0,9672	0,0003	0,0000
<b>Pre-crisis</b>	Valor	7,7434	0,009	9,0359	11,478
	Probabilidad	0,0054	0,9243	0,0027	0,0007
<b>Crisis</b>	Valor	0,0004	0,1236	7,9147	2,2245
	Probabilidad	0,9841	0,7257	0,0057	0,1383
<b>Post-crisis</b>	Valor	2,0902	0,6059	6,1687	13,7345
	Probabilidad	0,1484	0,4364	0,0131	0,0002

Para las desviaciones absolutas del mercado español hemos comprobado que no existía asimetría en los mercados alcistas y bajistas, y de nuevo nos encontramos con este comportamiento en términos de días de volatilidad alta y normal, para todos los periodos analizados salvo para el periodo pre-crisis en el caso de la medida de Parkinson.

Centrándonos en aquellas situaciones en las que existe *herding* por parte de los inversores portugueses, podemos aceptar la asimetría entre días de alta volatilidad o y volatilidad normal para todas las medidas y periodos excepto para el periodo de crisis en el caso de la medida de Garman y Klass (p-valor: 0.1383).

## ***INTERDEPENDENCIA DEL HERDING EN ESPAÑA Y PORTUGAL***

Para finalizar, queremos estudiar si existe alguna relación entre el comportamiento imitador de un país y otro. Dado que se trata de dos mercados vecinos, España y Portugal, que sufrieron con fuerza las consecuencias de la crisis y que fueron englobados en el grupo de los PIIGS (Portugal, Irlanda, Italia, Grecia y España) por haber mostrado características y debilidades similares durante dicho periodo nos ha parecido relevante replicar lo que autores como Demirer et al. (2006), Tan et al. (2008), Chiang y Zheng (2010), Economou et al. (2011) ya hicieron.

En un primer lugar, vamos a analizar el efecto que tiene el comportamiento imitador de los inversores de Portugal en el mercado español a través de la siguiente regresión:

$$CSADEsp,t = \alpha_0 + \beta_1 |R_{Esp}| + \beta_2 R_{Esp}^2 + \beta_3 R_{Port}^2 + \varepsilon_{Esp,tPt} \quad (9)$$

**Tabla 17: Cross-herding (España-Portugal)**

		$\alpha_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0096	0,6430 ***	(3,0474) **	0,0602
	T-estad	83,0507	21,3167	-2,5498	0,7475
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0083***	0,7041***	(6,8633) ***	0,0903
	T-estad	54,7271	16,8524	-3,5815	-4,0644
<b>Crisis</b>	Coef	0,0151 ***	0,4621 ***	(0,1550)	0,0955
	T-estad	13,8454	4,6302	-0,0836	0,0952
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0106 ***	0,6183 ***	(4,0619) ***	-0,0007
	T-estad	75,2615	17,7704	-2,6339	-0,0077

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

Las estimaciones del coeficiente  $\beta_3$  capturan la influencia que podría existir por parte del mercado portugués sobre la dispersión de las rentabilidades en el mercado español.

$$CSADEsp,t = 0.0096 + 0.6430 |R_{Esp}| - 3.0474 R_{Esp}^2 + 0.0602 R_{Port}^2 + \varepsilon_{Esp,tPt} \quad (10)$$

Con los resultados obtenidos en la tabla 17, podemos concluir que no existe ninguna relación no lineal significativa entre la dispersión de las rentabilidades en el mercado de España y la rentabilidad en el mercado portugués ni para la muestra completa ni en ninguno de los subperiodos estudiados, con lo cual podríamos descartar cualquier influencia portuguesa sobre el comportamiento imitador de los inversores en el mercado español.

Del mismo modo, vamos a estudiar esta relación pero a la inversa, es decir, si el CSAD de Portugal se ve afectado por el mercado de España. En este caso la ecuación a utilizar es la siguiente, mostrándose los principales resultados en la tabla 18:

$$CSADPt,t = \alpha_0 + \beta_0 |R_{Port}| + \gamma_0 R_{Port}^2 + \pi_0 R_{Esp}^2 + \varepsilon_{Port,tEsp} \quad (11)$$

**Tabla 18: Cross-herding (Portugal-España)**

		$\alpha_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$
<b>Todo el periodo</b>	Coef	0,0086 ***	1,3001 ***	4,2582 ***	(5,3537) ***
	T-estad	50,9667	36,4575	8,7164	-4,7371
<b>Pre-crisis</b>	Coef	0,0066 ***	1,5285 ***	2,5975 ***	(6,5973) ***
	T-estad	39,3720	39,1626	6,4858	-4,8749
<b>Crisis</b>	Coef	0,0113 ***	1,2157 ***	3,3772	(6,7027) ***
	T-estad	13,3602	8,1020	0,8728	-2,8681
<b>Post-crisis</b>	Coef	0,0107 ***	1,0482 ***	6,8251 ***	-2,3004
	T-estad	35,4500	17,8667	5,0322	-1,3090

\*\*\* denota significatividad al 1%, \*\* denota significatividad al 5 % y \* denota significatividad al 10%. Entre paréntesis resultados negativos de los coeficientes

$$CSADPt,t = 0.0086 + 1.3001|R_{pt}| + 4.2582 R_{pt}^2 - 5.3537R_{espt}^2 + \varepsilon_{pt,tesp} \quad (12)$$

A diferencia que el caso anterior, no encontramos evidencia de *herding* en el mercado portugués en sí, aunque hay una relación no lineal inversa entre la rentabilidad del mercado español y la dispersión de las rentabilidades en Portugal. Ésta relación se ve incrementada sobre todo en momentos previos y durante la crisis financiera, desapareciendo en el periodo posterior a la crisis. Incrementos en la rentabilidad cuadrática en el mercado español llevarían a una reducción en la dispersión de las rentabilidades en el mercado portugués, indicando la posible presencia de *herding*.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos analizado si la reciente crisis ha afectado a la relación entre *herding* y volatilidad en los mercados de España y Portugal.

En primer lugar, estudiamos la existencia de efecto *herding* en los mercados de capitales de España y Portugal durante un amplio periodo de tiempo, desde enero del año 2000 hasta febrero de 2019, así como en submuestras que nos permiten analizar si hay diferencias el periodo previo, durante y posterior a la crisis financiera. La metodología utilizada ha sido la propuesta por CH basada en la medida CSSD y la medida de CSAD propuesta por los autores CCK (incluyendo la versión de Chiang, et al., 2010)

Los resultados de CSSD muestran evidencia contraria a la presencia de *herding* para ambos mercados, mientras que para la medida propuesta por CCK obtenemos resultados diferentes para España y Portugal.

En el mercado español encontramos evidencia de *herding* para el periodo completo dado que los resultados muestran un coeficiente para el término cuadrático negativo y significativo. Además, la intensidad del comportamiento gregario es superior en periodos previos a la crisis mientras que durante la crisis encontramos evidencia contraria, afirmaciones consistentes con Marín y Ferreruela (2013), lo que indicaría que ante situaciones de mayor incertidumbre y miedo los inversores son más racionales y actúan en base a sus propios criterios e información. Por otro lado, en España solo observamos asimetría en el efecto entre los días de rentabilidad positiva y negativa en el periodo anterior a la crisis, que a su vez es el que registraba una mayor intensidad de la imitación entre los tres periodos estudiados.

Sin embargo, en el mercado portugués, al observar el mercado en su conjunto, no existe evidencia de *herding* según el modelo de CCK. Solamente se obtiene evidencia del comportamiento imitador en situaciones en las que el mercado no presenta buenos resultados en términos de rentabilidades y, por tanto, la inseguridad es mayor.

Esta situación es coherente con la literatura previa, ya que el efecto asimétrico ha sido documentado en trabajos como el de Economou et al., (2010), quienes observan dicha asimetría en el mercado portugués.

Para medir la influencia de la volatilidad sobre el *herding* hemos utilizado dos medidas de volatilidad histórica, Parkinson y Garman y Klass y hemos analizado si existen diferencias en el *herding* observado en periodos de alta volatilidad y volatilidad normal. La volatilidad de las acciones tiene influencia sobre el comportamiento gregario de los inversores españoles, observándose evidencia en favor de la existencia de *herding* exclusivamente en los periodos de alta volatilidad.

Dado que los inversores portugueses tienden a imitarse en momentos en los que el mercado va mal, hemos detectado que existe una asimetría en términos de volatilidad ya que el efecto *herding* se incrementa en aquellas situaciones en las que la volatilidad no es excesiva.

Otros estudios como los de Blasco et al (2009) demostraron una clara influencia del *herding* sobre la volatilidad del mercado, a mayor intensidad se espera encontrar una mayor volatilidad.

Para finalizar este estudio, investigamos sobre la existencia o no de una relación entre la imitación que realizan los inversores en un país y la dispersión de las rentabilidades de otro. Como era de esperar, se observa una mayor influencia del comportamiento de los inversores españoles sobre Portugal que al revés.

Como análisis adicional sería interesante estudiar si el efecto *herding* detectado en el mercado es intencional o por el contrario es espurio. Además de si el efecto imitador se ve afectado por otros sesgos como por ejemplo el de confirmación, ilusión de control, exceso de confianza o la aversión a las pérdidas entre muchos otros.

Además, estudiar cada uno de los mercados con los todos los periodos de crisis que le han afectado nos permitiría obtener resultados más concluyentes acerca de la existencia o no del comportamiento imitador en ambos mercados.

El mundo de las finanzas del comportamiento es muy amplio y queda mucho por estudiar acerca de la toma de decisiones por parte de los inversores.

## 5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ayman H. M, Eldomiaty, T. y Abdel-Wahab, L. A. (2016). "Does herding behaviour vary in bull and bear markets? Perspectives from Egypt." *International Journal of Behavioural Accounting and Finance*, vol 6(1), 26-53.
- Banerjee, A. (1992). "A simple model of herd behavior". *The Quarterly Journal of Economics*, 797-817.
- BenSaïda, A. (2017). "Herding effects on idiosyncratic volatility in U.S. industries (2017)". *Finance Research Letters*.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D. y Welch, I. (1992). "A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades". *Journal of political Economy*, 992-1026.
- Blasco N., Corredor P. y Ferreruela S. (2009). "Generadores de comportamiento imitador en el mercado de valores español". *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 265-291.
- Blasco N., Corredor P. y Ferreruela S. (2010). "Implicaciones del herding sobre la volatilidad. El caso del mercado español". *Revista de Economía Aplicada*, 161-196
- Blasco, N., Corredor, P. y Ferreruela, S. (2011). "Detecting intentional herding: what lies beneath intraday data in the Spanish stock market". *Journal of the Operational Research Society*, 1056-1066.
- Blasco, N., Corredor, P. y Ferreruela, S. (2017). "Herding, volatility, and market stress in the Spanish Stock Market". *Handbook of Investors Behavior during Financial Crises*. Capítulo 9.
- Blasco, N., Corredor, P. y Ferreruela, S. (2012). "Does herding affect volatility? Implications for the Spanish stock market". *Quantitative Finance*, 311-327.
- Chang, E., Cheng, J. y Khorona, A. (2000). "An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective, *Journal of Banking and Finance*, 24, 1651-1679.
- Chiang, T. y Zheng, D. (2010). "An empirical analysis of herd behavior in global stock markets". *Journal of Banking and Finance*, vol 34, 8, 1911-1921.
- Christie, W. y Huang, R. (1995). "Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market?" *Financial Analysts Journal*, 31-37.



- Demirer, R. y Kutan, A. (2006). "Does herding behavior exist in Chinese stock markets?". *Int.Fin. Markets, Inst. And Money*, 16, 123-142.
- Economou, F., Kostakis, A. y Philippas, N. (2010). "An examination of herd behavior in four Mediterranean stock markets".
- Garman, M.B. y Klass, M.J (1980). "On the Estimation of Security Price Volatility from Historical Data". *The Journal of Business*, vol 53, 1, 67-78.
- Gleason, K.C., Mathur, I. y Peterson, M.A. (2004). "Analysis of intraday herding behavior among the sector ETF". *Journal of Empirical Finance*, 11, 681-694.
- Hirshleifer, D. y Hong Teoh, S. (2003). "Herd behavior and cascading in capital markets: A review and synthesis". *European Financial Management*, 25-66.
- Hwang, S., Salmon, M. (2004). "Market stress and *herding*". *Journal of Empirical Finance*, 585-616.
- İnce, Ö., Porter, B. (2006) "Individual Equity Return Data from Thomson DataStream: Handle with care!" *Journal of Financial Research*, 463-479.
- Jlassi, M., y Naoui, K. (2015). "Herding behaviour and market dynamic volatility: evidence from the US stock markets". *American J.Finance and Accounting*. Vol.4.
- Kabir, M.H. (2018). "Did Investors Herd during the Financial Crisis? Evidence from the US Financial Industry". *International Review of Finance*, 59-90.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1987). "Teoría prospectiva: Un análisis de la decisión bajo riesgo". *Estudios De Psicología*, 95- 124.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. y Vishny, R. (1992). "The impact of institutional trading on stock prices". *Journal of financial economics*, 23-43.
- Manzoor, A. (2016). "Herd Behaviour in Extreme Conditions: an evidence from Spanish Market". *Research Gate*.
- Marín, A. y Ferreruela, S. (2013). "Análisis del comportamiento imitador intradía en el mercado de valores español durante el periodo de crisis 2008-2009". *Universidad de Zaragoza*.
- Marques, G., Machado-Santos, C. y Ferreira, A. (2017). "Destabilizing Impacts of *Herding* Behaviour in Portuguese Capital Market". *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*. Vol. 25.

- Maug, E. y Naik, N. (1996). "Herding and Delegation Portfolio Management". Mimeo, London Business School, London.
- Ouarda, M., El Bouri, A. y Bernad, O. (2013). "Herding Behaviur under Markets Condition: Empirical Evidence on the European Financial Markets". *Interntational Journal of Economics and Financial Issues*, 214-228.
- Parkinson, M. (1980). "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return". *Journal of Business*, vol 53,1.
- Patterson, D.M., Sharma, V. (2005) "Intraday *herding* and market efficiency". University of Michigan-Dearborn.
- Saastomoinen, J. (2008). "Quantile regression analysis of dispersion of stock returns-evidence of herding?". *Global Finance Journal*, 21, 1, 111-124.
- Shiller, R. (1989). "Market volatility". *Review of Financial Studies*, 165-206.
- Sías, R. W. (2004). "Institutional herding" *Review of Financial Studies*, 165-206.
- Scharfstein, D. y Stein, J. (1992). "Herd on the street: informational inefficiencies in a market with short-term speculation" *Journal of Finance*, 47, 1461-1484.
- Schwert, W. y Pagan, A. (1990). "Alternative models for conditional stock volatility". *Journal of econometrics*, vol 45, 1-2, 267-290.
- Tan, L., Chiang, T., Mason J. y Nelling, E. (2008). "Herding behavior in Chinese Stock Markets". *Pacific-Basin Finance Journal*, vol 16, 1-2, 61-77.
- Topol, R. (1991). "Bubbles and Volatility of Stock Prices: Effect of Mimetic Contagion". *The Economic Journal*, Vol 101, 407, 786-800.
- Yamamoto, R. (2010). "Asymmetric volatility, volatility clustering, and herding agents with a borrowing constraint". *Statistical Mechanics and its Applications*, 1208-1214.